

Master math-info 2012-2013
Travaux dirigés de Statistique 1
Quelques familles paramétriques et leurs propriétés

Exercice 1 1. Montrer que pour tout $\lambda > 0$ $\Gamma(\lambda) = \int_0^\infty x^{\lambda-1} e^{-x} dx < \infty$.

2. Montrer par une intégration par partie que $\Gamma(\lambda + 1) = \lambda\Gamma(\lambda)$.

3. Calculer $\Gamma(1)$ et en déduire que pour tout $n \in \mathbb{N}$, $\Gamma(n + 1) = n!$.

4. Montrer que $\Gamma(1/2) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-y^2} dy$. Montrer alors que $\Gamma(1/2)^2 = \int_0^{2\pi} \int_0^{+\infty} r e^{-r^2} dr d\theta$. En déduire que $\Gamma(1/2) = \sqrt{\pi}$.

Exercice 2 Pour tout $m \in \mathbb{R}$ et tout σ , on considère la famille de densité $f_{m,\sigma^2}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$. Si X est une v.a.r de loi $f_{m,\sigma^2}(x)dx$, on dira que X est un v.a. gaussienne de loi $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ (noté $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$). On rappelle que sa fonction caractéristique est donnée par $\mathbb{E}(e^{itX}) = \exp(itm - t^2\sigma^2/2)$.

1. Montrer que si $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ alors $Y = m + \sigma X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$.

2. En déduire que si $X \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ alors $\mathbb{E}(X) = m$ et $\text{Var}(X) = \sigma^2$.

3. Montrer que si $X_1 \sim \mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2)$, $X_2 \sim \mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2)$ et X_1 est indépendante de X_2 , alors $X_1 + X_2 \sim \mathcal{N}(m_1 + m_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$.

4. Montrer que le modèle statistique associé à un n -échantillon (X_1, X_2, \dots, X_n) de loi $\mathcal{N}(m, \sigma^2)$ est un modèle exponentiel.

5. Trouver des estimateurs fortement consistants et sans biais de m et σ^2 .

Exercice 3 Pour tout $\alpha > 0$ et $\lambda > 0$, on considère la famille de densités sur \mathbb{R}_+ définie par $\gamma_{\lambda,\alpha}(x) = \alpha^\lambda x^{\lambda-1} e^{-\alpha x} / \Gamma(\lambda)$. Si X est une v.a.r. de loi $\gamma_{\lambda,\alpha}(x)dx$ sur \mathbb{R}_+ , on dira que $X \sim \Gamma(\lambda, \alpha)$. On rappelle que sa fonction caractéristique est donnée par $\mathbb{E}(e^{itX}) = (1 - \frac{it}{\alpha})^{-\lambda}$.

1. Montrer que $\mathbb{E}(X^t) = \alpha^{-t} \Gamma(\lambda + t) / \Gamma(\lambda)$. En déduire que $\mathbb{E}(X) = \lambda/\alpha$ et $\text{Var}(X) = \lambda/\alpha^2$.

2. Montrer que si $X \sim \Gamma(\lambda, 1)$ alors $X/\alpha \sim \Gamma(\lambda, \alpha)$.

3. Montrer que si X_1 et X_2 sont deux v.a.r. indépendantes de lois respectives $\Gamma(\lambda, \alpha)$ et $\Gamma(\lambda, \alpha)$ alors $X_1 + X_2 \sim \Gamma(\lambda_1 + \lambda_2, \alpha)$.

4. Montrer que le modèle statistique associé à un n -échantillon (X_1, X_2, \dots, X_n) de loi $\Gamma(\lambda, \alpha)$ est un modèle exponentiel.

5. Donner une statistique exhaustive du modèle.

6. Trouver des estimateurs fortement consistants de α et λ .

Exercice 4 Pour tout $\alpha > 0$, on dit qu'une v.a.r. suit une loi exponentielle de paramètre α si $X \sim \Gamma(1, \alpha)$. En particulier, la densité est portée par \mathbb{R}_+ et est donnée par $\alpha e^{-\alpha x}$.

1. Montrer que si $X \sim \mathcal{E}(\alpha)$, alors $\mathbb{E}(X) = \frac{1}{\alpha}$ et $\text{Var}(X) = \frac{1}{\alpha^2}$.
2. Montrer que le modèle statistique associé à un n -échantillon (X_1, X_2, \dots, X_n) de loi $\mathcal{E}(\alpha)$ est un modèle exponentiel.
3. Donner la statistique privilégiée du modèle.
4. Trouver un estimateur fortement consistant de α . Calculer son biais.
5. Calculer son risque quadratique.
6. Trouver un estimateur sans biais de α .
7. Montrer en utilisant un théorème du cours que cet estimateur est un estimateur de variance minimale.

Exercice 5 Pour tout $\theta \in [0, 1]$, on dit qu'une v.a.r X suit une loi de Bernouilli $\mathcal{B}(\theta)$, si la loi de X est donnée par $\mathbb{P}(X = 1) = \theta$ et $\mathbb{P}(X = 0) = 1 - \theta$.

1. Calculer $\mathbb{E}(X)$ et $\text{Var}(X)$.
2. Montrer que le modèle statistique associé à un n -échantillon (X_1, X_2, \dots, X_n) de loi $\mathcal{B}(\theta)$ est un modèle exponentiel.
3. Soit \bar{X}_n la moyenne empirique. On cherche à estimer la variance $\theta(1 - \theta)$. On se propose l'estimateur $T = \bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)$.
 - (a) Montrer que T n'est pas un estimateur sans biais de la variance.
 - (b) Montrer qu'il existe un estimateur sans biais S de la variance multiple de T .
 - (c) Montrer en utilisant un théorème du cours que cet estimateur est un estimateur de variance minimale.

Exercice 6 Pour tout $\lambda > 0$, on dit qu'une v.a.r. X suit une loi de Poisson de paramètre λ (noté $X \sim \mathcal{P}(\lambda)$) si la loi de X est donnée par

$$\mathbb{P}(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}.$$

1. Calculer $\mathbb{E}(t^X)$ pour tout $t \in \mathbb{R}$.
2. Calculer $\mathbb{E}(X)$ et $\text{Var}(X)$.
3. Montrer que le modèle statistique associé à un n -échantillon (X_1, X_2, \dots, X_n) de loi $\mathcal{P}(\lambda)$ est un modèle exponentiel.
4. Trouver un estimateur fortement consistant de λ . Est-il sans biais?
5. On cherche maintenant à estimer $e^{-\ell\lambda}$, probabilité pour que sur ℓ expériences futures, on observe toujours 0. On propose l'estimateur, $e^{-\ell\bar{X}}$. Est-il sans biais?